



WORKING PAPERS

W.P. 43

ANALISI DI PRODUTTIVITA' E COSTO DEI SERVIZI OSPEDALIERI PUBBLICI IN PIEMONTE

G. Venanzoni



W.P. 43

**ANALISI DI PRODUTTIVITA' E COSTO DEI
SERVIZI OSPEDALIERI PUBBLICI IN
PIEMONTE**

G. Venanzoni

Gennaio 1985

L'autore è dell'Istituto di Statistica Economica, Università di Roma.

Studio coordinato da R. Tadei, IRES, Torino.

Studio condotto nell'ambito della Ricerca Sanitaria Finalizzata "Predisposizione e prime sperimentazioni di metodologie per la ripartizione spazializzata delle risorse sanitarie", finanziata dalla Regione Piemonte con deliberazione del 6.7.1982, n. 98-17230.

INDICE

1. PREMESSA

1. Premessa	Pag.	1
2. Schema di analisi	"	2
3. Dati utilizzati	"	10
4. Funzioni di costo	"	17
5. Funzioni di produzione	"	25
6. Indicatori sintetici	"	30
7. Conclusioni	"	37
Bibliografia	"	40

1. PREMESSA

Nel presente articolo sono passati in rassegna i principali risultati ottenuti con una prima analisi econometrica dei servizi ospedalieri pubblici in Piemonte. L'analisi in questione ha un duplice obiettivo. Il primo è determinare come le diverse risorse di input di un ospedale, espresse in personale medico e paramedico, letti, sale operatorie, laboratori, risorse finanziarie ecc., vengono trasformate nella fornitura di cura nelle sue diverse forme, cioè nell'offerta di servizi ospedalieri (Tadei, 1984). Il secondo obiettivo è ottenere degli indicatori di efficienza tecnica ed economica dei diversi presidi ospedalieri pubblici esistenti in una data regione (in questo caso il Piemonte), e contemporaneamente delle valutazioni del costo medio o "peso" economico delle varie patologie trattate (risultati a loro volta utilizzabili per altri studi e ricerche, ad esempio per analisi costi-benefici ecc.).

Nel prossimo paragrafo viene presentato lo schema di analisi seguito, che si basa sostanzialmente sulla stima di una funzione di costo e di una funzione di produzione, mediante regressione multipla sui dati relativi ai servizi ospedalieri pubblici delle diverse Unità Sanitarie Locali del Piemonte. Il paragrafo successivo è dedicato all'illustrazione dei dati di base utilizzati per l'analisi, e delle elaborazioni preliminari necessarie per il loro impiego. Nei paragrafi successivi sono esaminati i risultati ottenuti con le stime econometriche rispettivamente della funzione di costo (§ 4) e della funzione di produzione (§ 5); un ulteriore paragrafo è dedicato all'analisi degli indicatori sintetici di costo e di efficienza delle diverse USL del Piemonte che possono essere costruiti a

partire dalle stime stesse. Nell'ultimo paragrafo si traggono le principali conclusioni del lavoro, e si sottolineano in particolare gli aspetti che potrebbe essere interessante approfondire nel corso di sviluppi futuri delle ricerche.

2. SCHEMA DI ANALISI

L'analisi di efficienza e costo dei servizi ospedalieri può essere effettuata in due diversi modi. Un primo metodo consiste nell'utilizzare un insieme di indicatori che combinano variamente le informazioni elementari sulle dotazioni di input (medici, posti-letto ecc.), sull'attività (numero di pazienti ecc.), sulle risorse finanziarie ed i costi (bilanci complessivi, spese per determinati input ecc.); esempi di tali indicatori sono il tasso di utilizzazione dei posti-letto, la degenza media, il costo di specifici servizi ecc. Problemi principali di tale metodo sono le necessità di una struttura molto fine dell'informazione, specialmente in campo finanziario (piani di conti molto dettagliati e forme di contabilità industriale) e l'esigenza di raggiungere una sintesi dei singoli indicatori (Gibbs, 1984).

Un secondo metodo di analisi consente di utilizzare dati di base più aggregati-generalmente disponibili dalle rilevazioni statistiche ed amministrative di routine - e di sintetizzare contemporaneamente l'informazione ottenuta in un numero estremamente limitato di indicatori. Tale metodo fa ricorso alla stima econometrica simultanea di funzioni di costo e di funzioni di produzione, stime ottenibili mediante regressione multipla. L'applicazione di tale tec-

nica all'analisi dei problemi specifici del settore ospedaliero - che può essere fatta risalire a Feldstein (1967) - è stata illustrata estesamente in un precedente articolo dell'autore (Venanzoni, 1984), dal quale richiamiamo i punti principali a fini di esposizione.

Definita l'unità di misura del prodotto ospedaliero - che è più opportuno identificare con il "caso trattato" più che con la singola giornata di degenza, in quanto il primo meglio della seconda approssima l'output finale dei servizi ospedalieri (Gibbs, 1984) - si può calcolare un indice di costo relativo delle diverse USL, mediante la seguente procedura: sia

C_i : indice di "costo" della USL i ;

n_{ij} : numero annuo di casi ospedalieri di tipo j trattati nella USL i ;

c_{ij} : costo medio di un caso di tipo j trattato nella USL i ;

$c_{.j}$: costo medio generale fra tutte le USL di un caso di tipo j ;

L'indice C_i è dato da:

$$C_i = \frac{\sum_j n_{ij} c_{ij}}{\sum_j n_{ij} c_{.j}} = \frac{\sum_j p_{ij} c_{ij}}{\sum_j p_{ij} c_{.j}}$$

dove

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_j n_{ij}}$$

Si può notare che C_i , sotto il profilo statistico, è un indice di prezzo di tipo Paasche, in cui un vettore di costi correnti (c_{ij}) è posto a confronto con un vettore di costi base ($c_{.j}$), utilizzando come pesi le quantità (p_{ij}) corrispondenti al primo vettore. Nell'espressione di C_i non è necessario calcolare il numeratore, che è pari al costo medio per caso trattato nella USL i . E' necessario invece calcolare il denominatore, e occorre quindi conoscere i costi medi "standard" $c_{.j}$. L'ipotesi adottata in letteratura (Feldstein, 1967; Goisis, 1978; Gibbs, 1984) è di stimare tali valori mediante una regressione multipla del tipo:

$$c_{i.} = \sum_j p_{ij} c_{.j} + u_i$$

dove:

$c_{i.}$ = costo medio effettivo per caso trattato nella USL i ;

$\hat{c}_{i.} = \sum_j p_{ij} c_{.j}$ = costo medio atteso per caso trattato nella USL i ;

u_i = residuo.

In sintesi, l'indice di costo C_i può essere espresso sotto forma del seguente rapporto:

$$C_i = \frac{c_{i.}}{\hat{c}_{i.}} = \frac{\hat{c}_{i.} + u_i}{\hat{c}_{i.}} = 1 + \frac{u_i}{\hat{c}_{i.}}$$

La logica sottostante a tale analisi è che il costo medio effettivo per unità di prodotto possa essere scisso in due componenti: una attribuibile al case-mix (\hat{c}_i) che influenza i costi in ma-

niera oggettiva ed indipendente dalle capacità operative del management ospedaliero; ed una residuale e non spiegata (u_i), che misura l'efficienza relativa delle diverse USL. Lo schema di regressione che spiega il costo medio (C_i) può essere esteso per includere diversi altri fattori, oltre il case-mix, che influenzano i costi di produzione, e che sono al di fuori delle possibilità di controllo del management: dimensione ed età dell'ospedale, caratteristiche fisiche dello stesso ecc. Lo stesso case-mix può essere analizzato in termini di tipologia dei reparti ospedalieri (medicina generale, chirurgia ecc.), di categorie nosologiche (malattie cardiache, dell'apparato respiratorio ecc.), di condizioni socio-demografiche dei pazienti (età, sesso ecc.). Si tratta in sostanza di varianti ed approfondimenti che non modificano lo schema fondamentale di analisi.

Un'interessante estensione dell'analisi si ha se si arriva a distinguere l'efficienza relativa delle diverse unità produttive in due categorie: efficienza tecnica ed efficienza economica (Feldstein, 1967). La prima categoria fa riferimento ad un concetto di produttività in senso fisico: si può ottenere una sua misura rapportando la produzione effettivamente realizzata impiegando una data quantità di fattori produttivi (lavoro, capitale ecc.) alla produzione "massima" ottenibile utilizzando in maniera ottimale gli stessi input. La seconda categoria fa riferimento ad un concetto di produttività in senso economico, ed alla possibilità di sostituzione fra gli input in modo da eguagliare i rapporti marginali produttività/costo degli stessi; si può ottenere una sua misura rapportando il costo "minimo" di una data quantità di produzione - ottenibile impiegando le proporzioni "ottimali" dei diversi input - al costo effettivo so

stenuto per quella data produzione. E' possibile dimostrare che il prodotto dei due indici di produttività così calcolati è pari all'inverso dell'indice di costo relativo C_i definito in precedenza (Venanzoni, 1984):

$$C_i = P_i^{-1} \cdot I_i^{-1}$$

dove:

C_i : indice di costo relativo della USL i-esima;

P_i : indice di produttività od efficienza tecnica relativa della USL i-esima;

I_i : indice di efficienza economica relativa della USL i-esima.

Poichè si è già indicato come misurare empiricamente C_i , è sufficiente definire una misura operativa di uno solo degli altri due indicatori, per ottenere come residuo il terzo. A tale fine, è abbastanza agevole misurare empiricamente la produttività fisica relativa, P_i , ed ottenere di conseguenza il valore di I_i :

$$I_i = C_i^{-1} \cdot P_i^{-1}$$

Per misurare P_i si può fare ricorso alla stima econometrica di una funzione di produzione, che lega l'output realizzato alle quantità utilizzate dei diversi input.

Nel caso di una funzione di tipo Cobb-Douglas ad esempio (*), la relazione è del seguente tipo:

$$W_i = A \prod_r X_{ir}^r \epsilon_i$$

dove:

W_i = produzione effettiva della USL i-esima;

X_{ir} = fattore produttivo r-esimo (lavoro, capitale ecc.);

$\hat{W}_i = A \prod_r X_{ir}^r$ = produzione attesa della USL i-esima;

ϵ_i = residuo;

$$P_i = \frac{W_i}{\hat{W}_i} = \epsilon_i.$$

Nell'analisi, precedentemente sviluppata, del costo relativo per caso trattato, si è resa omogenea la produzione dei diversi ospedali isolando l'influenza del case-mix; la stessa procedura, e per le stesse ragioni, va seguita nel caso della funzione di produzione. Ciò può essere fatto con due diverse tecniche. Si può standardizzare a priori la produzione effettiva delle diverse USL, ad esempio il numero di casi trattati, tenendo conto del case-mix, e ponderando le diverse categorie:

(*) Possono naturalmente essere utilizzati altri tipi di funzione di produzione, come la funzione Kmenta, la Leontief, o più in generale una funzione di tipo CES (Venanzoni, 1984). La scelta dipenderà da considerazioni di natura teorica sul grado di sostituibilità dei diversi fattori produttivi, dalle possibilità di stima empirica a partire dai dati disponibili, e dalla bontà e significatività delle stime ottenute.

$$W_i = \sum_j \lambda_j n_{ij}$$

dove:

W_i = produzione effettiva standardizzata della USL i-esima;

n_{ij} = numero di casi di tipo j-esimo trattati nella USL i-esima;

λ_j = peso relativo di un caso j-esimo.

A questo riguardo, in letteratura si suggerisce di portare $\lambda_j = c_{.j}$, ovvero di porre i pesi uguali ai parametri del case-mix calcolati nell'equazione esplicativa del costo medio per caso trattato. Ciò nell'ipotesi che essi rappresentino il costo medio, e quindi il valore sociale, del trattamento di un caso di uno specifico tipo (di medicina generale, chirurgia ecc.) indipendentemente dalla USL in cui il trattamento stesso viene effettuato (Venanzoni, 1984). Una seconda tecnica consiste invece nello stimare direttamente la funzione di produzione, utilizzando come variabile dipendente una misura non standardizzata dall'output - ad esempio il numero totale di casi trattati - ed inserendo fra le variabili esplicative una serie di indicatori del case-mix:

$$N_i = A \prod_r X_{ir}^r \prod_j e_j^{b_j p_{ij}} \varepsilon_i$$

dove:

$$N_i = \sum_j n_{ij}$$

Anche in questo caso si può naturalmente ottenere una misura standardizzata della produzione:

$$W'_i = N_i \prod_j e^{-b_j p_{ij}}$$

per cui l'indice relativo di efficienza tecnica è sempre dato dal residuo:

$$p_i = \frac{W_i}{\hat{W}_i} = \frac{W'_i}{\hat{W}'_i} = \varepsilon_i$$

I parametri b_j hanno un'interpretazione analoga, ma di significato opposto, ai parametri c_j precedentemente definiti: un valore positivo di b_j indica un "peso" economico inferiore alla media per la categoria j -esima; al contrario, un valore positivo di c_j indica un peso economico superiore alla media, come si può anche vedere dalle rispettive espressioni che permettono di passare dall'output grezzo N all'output standardizzato W .

Naturalmente, anche nella stima della funzione di produzione possono essere introdotte altre variabili esplicative, per tener conto di particolari caratteristiche dell'ospedale che sono al di fuori del controllo del management ospedaliero (età, struttura fisica ecc.) E' altresì possibile, come già accennato in nota, utilizzare altre specificazioni della funzione di produzione, di tipo non Cobb-Douglas. Tutto ciò comporta varianti ed approfondimenti dell'analisi, senza però modificarne lo schema fondamentale.

3. DATI UTILIZZATI

La procedura descritta al paragrafo precedente è stata applicata all'analisi del sistema ospedaliero pubblico del Piemonte per l'anno 1981. I dati di base, cortesemente messi a disposizione dall'IRES, riguardano esclusivamente le strutture ospedaliere pubbliche (psichiatriche escluse) delle Unità Sanitarie Locali della Regione Piemonte; sono escluse dall'analisi le case di cura private, anche se convenzionate, nell'ipotesi che il mix di servizi offerti da tali strutture sia troppo eterogeneo rispetto a quello degli istituti ospedalieri veri e propri. I dati a disposizione riguardano aspetti di struttura, di attività, e di bilancio della gestione ospedaliera delle USL.

Non si dispone di dati distinti per tutte le 76 USL piemontesi, in quanto le USL 1-23 (ricadenti nell'area urbana di Torino) sono aggregate fra loro. Un secondo problema, più grave del precedente, riguarda la possibilità di ottenere dati statistici separati per l'attività ospedaliera delle USL: in alcuni casi ciò è stato possibile in maniera diretta, in quanto i dati di base stessi risultavano distinti fra gestione ospedaliera ed extra-ospedaliera, mentre in altri casi si è dovuto far ricorso ad ipotesi di lavoro e ad imputazioni.

Per quanto riguarda gli aspetti di struttura, i dati a disposizione sono relativi al numero di posti letto negli ospedali pubblici (psichiatrici esclusi) ed al personale delle USL, quest'ultimo distinto fra personale territoriale ed ospedaliero (non è purtroppo disponibile una disaggregazione del personale ospedaliero delle USL a seconda dei ruoli e delle qualifiche: medico, sanitario,

amministrativo ecc.).

Per quanto riguarda gli aspetti di attività, si dispone dei dati dei ricoveri ospedalieri classificati congiuntamente per USL (con le USL 1-23 sempre aggregate fra loro) e per reparto ospedaliero (*). Si noti bene che si parla di ricoveri, e non di pazienti; alcuni pazienti, ed in particolare quelli affetti da malattie croniche, possono dare luogo a più ricoveri (consecutivi o meno) nello stesso anno, ognuno dei quali sarà considerato un "caso trattato". Si tratta di una seria limitazione - non solo della procedura di analisi adottata in questo lavoro, ma di tutti i tentativi di misura della produttività in campo sanitario (Gibbs, 1984) - che non è possibile superare a meno di non disporre di registrazioni statistiche della "storia" dei pazienti. Accanto ai dati dei ricoveri, si dispone anche di quelli sui giorni di degenza in ospedale, sempre distinti per USL e per reparto.

Per quanto riguarda gli aspetti finanziari, sono disponibili i dati relativi alle spese delle singole USL distintamente per le principali voci di bilancio: Personale dipendente; Personale medico-generico e pediatrico convenzionato; Personale medico-specialistico convenzionato; Personale non medico convenzionato; Convenzio-

(*) Si ha una classificazione in 28 reparti: Medicina Generale, Chirurgia Generale, Ostetricia e Ginecologia, Pediatria, Lungodegenti, Ortopedia e Traumatologia, Otorinolaringoiatria, Neurologia, Oculistica, Urologia, Cardiologia, Dermatologia, Ematologia, Endocrinologia, Gastroenterologia, Geriatria, Malattie Infettive, Medicina del Lavoro, Nefrologia, Neuropsichiatria Infantile, Oncologia, Pneumologia, Psichiatria, Reumatologia, Tisiologia, Specialità Chirurgiche, Terapia Intensiva, Altre Specialità.

TAB. 1 - PIEMONTE 1983

ni (ospedali non USL, case di cura private, laboratori privati, varie); Farmacie convenzionate; Medicinali; Materiale sanitario; Materiale economale e servizi; Manutenzione; Contributi ad assistiti; Trasferimenti al FSN; Altre spese; Investimenti in c/capitale; Spese relative a funzioni già di competenza ad altri enti. Si tratta, come si può vedere, di una classificazione in 15 voci, alcune delle quali di pertinenza esclusiva o prevalente della gestione ospedaliera delle USL (Medicinali, Materiale sanitario), altre della gestione extra-ospedaliera (Personale medico convenzionato), altre ancora infine di entrambe (Personale dipendente). Non è purtroppo ancora disponibile una classificazione funzionale (e cioè per assistenza di base, specialistica, ospedaliera) dei bilanci delle USL, ed è stato pertanto necessario ricorrere ad ipotesi di lavoro per ricostruire il totale delle risorse finanziarie imputabili all'attività ospedaliera. Si è partiti da un'analisi della struttura della spesa delle USL 1-23 (Torino) (*), analisi che mostra per ognuna delle principali voci di bilancio elencate in precedenza la ripartizione delle uscite fra attività ospedaliera ed extra-ospedaliera (tab. 1). Come si può osservare dalla tabella, per quattro voci di spesa (Personale medico-generico convenzionato, Personale medico-specialistico convenzionato, Farmacie convenzionate, Contributi ad assistiti) il totale delle uscite è interamente attribuito all'attività extra-ospedaliera, com'è d'altronde logico attendersi a priori: tale criterio è stato di conseguenza seguito anche per le restanti USL del Piemonte. Vi sono poi altre tre voci di spesa (Trasferimenti al FSN, Investimenti in c/capitale, Spese relative a funzioni già di competenza di altri enti) che si è preferito non attribuire alla gestione ospedaliera corrente perchè generalmente riguar

(*) Cfr. "Relazione del comitato di gestione per l'assemblea generale dell'USL 1-23 Torino", Regione Piemonte-ULS Torino, Torino, 1984.

TAB. 1 - PIEMONTE 1981

Struttura uscite USL 1-23

Voci di Spesa	Spese Ospedaliere		Spese Extra-Osped.		Spese Totali USL			
	val. milioni	%	val. milioni	%	val. milioni	%	%	%
Dipendente	188.172	82.5	39.831	17.5	228.003	100.0	40.7	43.7
Med.gen.conv.	-	-	28.151	100.0	28.151	100.0	5.0	5.4
Med. spec.conv.	-	-	8.100	100.0	8.100	100.0	1.4	1.6
Non med.conv.	45	81.8	10	18.2	55	100.0
Tot. personale	188.217	71.2	76.092	28.8	264.309	100.0	47.1	50.7
Tot. convenzioni	1.914	2.0	92.439	98.0	94.353	100.0	16.8	18.1
Farm. conv.	-	-	47.152	100.0	47.152	100.0	8.4	9.0
Medicinali	12.945	99.6	46	0.4	12.991	100.0	2.3	2.5
Mat. sanitario	27.208	91.8	2.438		29.646	100.0	5.3	5.7
Tot.mat. san.	40.153	44.7	49.636	55.3	89.789	100.0	16.0	17.2
Tot. mat. econ.	32.450	84.0	6.187	16.0	38.637	100.0	6.9	7.4
Tot. manut.	16.565	94.9	899	5.1	17.464	100.0	3.1	3.3
Tot. contrib.	-	-	4.901	100.0	4.901	100.0	0.9	1.0
Trasf. FSN	2.167	100.0	-	-	2.167	100.0	0.4	0.4
Altre spese	7.923	79.2	2.085	20.8	10.008	100.0	1.8	1.9
Tot.usc.gest.	289.389	55.5	232.239	44.5	521.628	100.0	93.0	100.0
Inves. c/c	15.447	54.6	12.820	45.4	28.267	100.0	5.1	
Funz.comp.alt.	?		?		10.625	100.0	1.9	
Tot. uscite					560.520	100.1	100.0	

dano attività future (investimenti) o la regolazione contabile di attività passate (trasferimenti, ecc.). Rimangono di conseguenza da esaminare 8 voci di spesa, una delle quali - e precisamente quella per il personale dipendente - è preponderante sulle altre. Tralasciando quest'ultima - che per la sua importanza quantitativa è opportuno considerare a parte - si può osservare che quasi tutti i rimanenti capitoli di uscita sono attribuiti, per quanto riguarda le USL 1-23, pressoché esclusivamente alla gestione ospedaliera: Personale non medico convenzionato (81,8%), Medicinali (99,6%), Materiale sanitario (91,8%), Materiale economale e servizi (84,0%), Manutenzione (94,9%), Altre spese (79,2%). Un unico capitolo di uscita (Convenzioni) riguarda spese attribuite solo in minima parte alla gestione ospedaliera (2,0%). Per tutti questi capitoli di uscita - per i quali è abbastanza netta la distinzione fra attribuzione all'attività ospedaliera o meno - si è di conseguenza adottata per tutte le rimanenti USL del Piemonte la percentuale di ripartizione rilevata per le USL 1-23. Nel caso della spesa per il personale dipendente infine, si può ricordare che si dispone per ogni USL del dato relativo alla ripartizione percentuale del personale stesso fra attività ospedaliera ed extraospedaliera; per le USL 1-23 ad esempio, il personale dipendente adibito ad attività ospedaliera è l'84,9% del totale, con una spesa pari all'82,5% del complesso delle uscite per il personale. Come si può vedere, vi è una leggera differenza fra i due valori (2,4%); per le rimanenti USL del Piemonte la quota percentuale della spesa per il personale dipendente da imputare alla gestione ospedaliera (y) è stata di conseguenza calcolata con la seguente espressione: $y = -2,4\% + X$, dove X è la percen-

tuale di personale ospedaliero sul totale (*).

Passando a considerare il numero di osservazioni disponibili si è già ricordato più volte che le USL 1-23 sono aggregate fra loro, per cui dalle 76 USL originarie del Piemonte si passa in effetti a 54. Alcune di queste devono essere poi eliminate dall'analisi, in quanto non dispongono di strutture ospedaliere pubbliche (o le eventuali strutture esistenti sono esclusivamente di tipo psichiatrico): si tratta in particolare di cinque USL, e cioè la n. 24 (Collegno), la n. 28 (Settimo Torinese), la n. 29 (Gassino Torinese), la n. 33 (Nichelino), e la n. 59 (Dronero). Rimangono a questo punto 49 USL distinte, che non possono però essere tutte incluse nell'analisi. Perchè una USL possa essere infatti considerata un'osservazione valida, deve comprendere un presidio ospedaliero multi-reparto. Se in una USL è invece presente un solo tipo di reparto ospedaliero (ad esempio, solo Pneumologia, o Lungodegenti ecc.) la tecnica di analisi utilizzata produce risultati distorti, in quanto tende ad attribuire al reparto in questione il costo medio per caso trattato rilevato effettivamente nella USL caratterizzata dal reparto stesso. In definitiva l'analisi diviene tautologica per la USL stessa - i cui costi specifici di produzione vengono giustificati dal modello sulla base della patologia rilevata e dei costi medi di produzione, e questi ultimi sono a loro volta calcolati sulla ba

(*) Una procedura alternativa, praticamente equivalente dato il campo di variazione dei valori interessati, avrebbe potuto essere di moltiplicare x per 0,972, valore ottenuto come rapporto fra 82,5% ed 84,9%.

se dei costi effettivamente sostenuti dalla USL in questione - ed i risultati fortemente distorti per le rimanenti USL (*). Tale problema si presenta in particolare per due USL: la n. 41 (vedi nota), in cui sono presenti esclusivamente pazienti ricoverati in Tisiologia, e la n. 48 (Cossato), in cui 1.015 pazienti su 1.017 risultano ricoverati nel reparto Lungodegenti.

Escludendo tali due USL, risultano pertanto disponibili 47 osservazioni cui applicare il modello di analisi descritto al paragrafo precedente. Tali 47 USL risultano aver trattato un complesso di 704.442 casi nelle proprie strutture ospedaliere; il costo complessivo della gestione ospedaliera è risultato pari a 821,1 miliardi di lire, su un totale di 1.486,5 miliardi di spesa corrente del Fondo Sanitario Regionale. In Piemonte quindi, il costo unitario di un caso trattato in ospedale è stato nel 1981 di 1.165.000 lire, e la gestione ospedaliera ha assorbito il 55,2% delle risorse finanziarie complessive. Prima di passare alla fase di analisi vera e propria, possiamo osservare come tali valori siano molto vicini ai corrispondenti dati medi nazionali per lo stesso anno. Per l'Italia

(*) Un semplice esempio, tratto proprio dal presente lavoro, chiarirà meglio il problema. La USL 41 (Caluso) risulta aver avuto solo 31 pazienti, tutti ricoverati nel reparto di Tisiologia. I costi della gestione ospedaliera di tale USL - calcolati con la procedura descritta in questo paragrafo - ammontano a 2.650,3 milioni di lire, con un costo unitario quindi di 85,5 milioni. Poiché la USL in questione ha solo pazienti di Tisiologia, il modello tende ad attribuire a tale reparto un costo medio "oggettivo" di circa 85 milioni per caso, giustificando quindi la USL in questione e falsando tutto il resto dell'analisi. Come si può vedere invece nel paragrafo successivo (tab. 2), una volta esclusa la USL 41, il costo medio di un caso in Tisiologia viene calcolato dal modello in 2,084 milioni di lire.

in complesso infatti la gestione ospedaliera ha assorbito nel 1981 10.160 miliardi di lire sui 20.127 miliardi del FSN - una quota quindi pari al 50,5% - ed il costo unitario degli 8.817.573 casi trattati è stato di 1.152.000 lire (elaborazioni su dati ISTAT, 1982 e 1983).

Nonostante le imputazioni cui siamo stati costretti a ricorrere, i dati dei costi ospedalieri del Piemonte appaiono, in media, credibili e ragionevoli se confrontati con i valori nazionali di riferimento.

4. FUNZIONE DI COSTO

La variabile dipendente analizzata è rappresentata dal costo unitario per caso trattato nelle diverse USL. Tale variabile (indicata con CM) presenta un valore medio generale pari a 1.052.000 lire (*), con uno scarto quadratico medio pari a 324.000 lire. Il coefficiente di variazione è di conseguenza pari a 0,31, mentre il campo di variazione assume il valore di 1.748.000 lire: CM oscilla infatti fra un minimo di 183.000 lire ed un massimo di 1.931.000. Tale variabilità non appare in linea di massima molto elevata. In un precedente studio dell'autore ad esempio - riferito però non ad

(*) Valore differente da quello calcolato alla fine del paragrafo precedente, in quanto in questo caso si tratta di una media non ponderata dei costi unitari di produzione delle varie USL.

una singola regione, ma all'Italia intera (Venanzoni, 1984) - era risultato un coefficiente di variazione di 1,23, ed anche il campo di variazione era risultato pari a 28,83 volte la media, contro un valore di 1,66 trovato in questo caso per il Piemonte (*).

E' in ogni caso ovvio che una parte significativa di tale variabilità è attribuibile al diverso mix di casi trattati nelle varie USL piemontesi, mix identificabile attraverso la percentuale di pazienti ricoverati nei vari reparti ospedalieri. E' disponibile una classificazione in 28 reparti (si veda il paragrafo precedente) che è però eccessiva ai fini dell'analisi, sia perchè si riducono eccessivamente i gradi di libertà (non si dimentichi che si dispone solamente di 47 osservazioni), sia per la presenza di alcuni reparti con una percentuale estremamente bassa di casi trattati rispetto al totale (6 reparti con una frazione uguale od inferiore allo 0,5% del totale; si veda la tab. 2): ciò rischia di rendere scarsamente significativi i coefficienti della regressione, falsando in tal modo l'analisi. Infatti, una prima equazione di regressione effettuata con tale tipologia di reparti ospedalieri ha prodotto, su 28 coefficienti, nessun valore pienamente significativo (test di Student superiore a 3), e solo 2 valori abbastanza significativi (test di Student superiore a 2). Dei rimanenti coefficienti, ben 18 presenta

(*) Occorre però dire che se si fosse inclusa nel campione di dati relativo al Piemonte anche la USL 41 (Caluso), il cui costo unitario per caso trattato ammonta ad 85,5 milioni di lire, il campo di variazione sarebbe salito da 1,66 a 30,36 volte il valore medio.

no un valore del parametro minore del relativo errore standard (test di Student inferiore all'unità). Si rende pertanto necessario aggregare fra loro reparti diversi in modo da arrivare ad una tipologia significativa dal punto di vista statistico ed econometrico.

Si tratta di un problema già affrontato in letteratura e risolto, di volta in volta, con un'aggregazione "ad hoc", basata in genere su affinità medico-sanitarie fra i diversi reparti (Feldstein, 1967; Goisis, 1978), oppure su affinità statistico-economiche, aggregando cioè fra loro i reparti che presentano i valori più vicini nel costo per caso trattato (Venanzoni, 1984). Nella presente ricerca si è adottato questo secondo criterio: si è partiti dall'equazione stimata includendo come case-mix tutti i 28 reparti ospedalieri, si sono poi aggregati fra loro i due reparti che presentavano i valori più simili nei parametri stimati, e si è nuovamente ripetuta la stima dell'equazione di costo con il case-mix diminuito di un'unità. La procedura è stata arrestata quando si è ottenuta una ragionevole significatività nelle stime dei parametri del costo medio per caso trattato nei vari reparti. Essa ha consentito di migliorare sensibilmente tali stime, senza peraltro diminuire la percentuale di varianza spiegata. Il coefficiente di determinazione multipla corretto per i gradi di libertà (R^2_C) è al contrario aumentato fra la prima e l'ultima equazione stimata, passando da 0,293 a 0,505, e ciò dopo aver soppresso 20 variabili esplicative.

Nella stima dell'equazione di costo sono state introdotte al tre variabili potenzialmente esplicative, in quanto indicative di condizioni operative parzialmente o totalmente al di fuori delle possibilità di controllo da parte del management ospedaliero. Tali variabili sono costituite dal tasso di utilizzazione dei posti let-

to (indicativo delle condizioni di pressione della domanda di ricoveri sulle capacità del sistema ospedaliero, ed alle relative conseguenze sul funzionamento di quest'ultimo), dalla durata media di degenza, e dalle dimensioni complessive delle strutture ospedaliere pubbliche (individuate dal numero di posti-letto, P_L , e relative alla presenza di economie o diseconomie di scala). Di tali variabili solo l'ultima - e cioè il numero di posti-letto - è risultata significativa, ed è stata pertanto mantenuta nell'equazione definitiva ; le altre sono state eliminate (*).

(*) Per quanto riguarda la durata media di degenza (DM) è abbastanza naturale che tale variabile risulti ridondante, e pertanto non significativa, una volta che siano presenti nell'equazione di costo le variabili indicative del mix di casi trattati: queste ultime a loro volta "spiegano" infatti in larga misura il valore di DM stessa. In effetti una regressione multipla di DM sul case-mix produce un coefficiente di determinazione multipla, R^2 , pari a 0,758. Per quanto riguarda invece il tasso di utilizzazione (TU) è piuttosto sorprendente che tale variabile non sia significativa. Un basso valore di TU dovrebbe accompagnarsi ad un aumento del costo unitario dei casi trattati (poiché vi sono dei costi fissi - spese generali di gestione ecc. - che devono essere ripartiti su un basso numero di pazienti) così come un alto valore di TU, indicativo di fenomeni di congestione ecc., dovrebbe provocare un innalzamento dei costi di produzione. La non significatività di TU può forse essere attribuita ad una non sempre esatta misura della variabile stessa; il tasso di utilizzazione infatti, che in linea teorica può al massimo raggiungere l'unità, risulta superiore ad 1 per 11 USL: la n. 27 (Cirié, TU = 2,75), la n. 37 (Lanzo Torinese, TU = 1,17), la n. 38 (Cuorgné, TU = 1,16), la n. 42 (Villar Perosa, TU = 1,38), la n. 46 (Santhià, TU = 1,44), la n. 54 (Borgomanero, TU = 1,52), la n. 55 (Verbania, TU = 2,05), la n. 60 (Borgo S. Dalmazzo, TU = 2,30), la n. 63 (Saluzzo, TU = 1,70), la n. 64 (Bra, TU = 1,46), la n. 65 (Alba, TU = 1,12).

Come risultato, si è ottenuto un case-mix articolato in 8 gruppi di reparti, e la seguente equazione di costo (*):

$$CM = 2,084 - 2,341 p_2 - 0,644 p_3 - 3,598 p_4 - 1,496 p_5 + \\ (7,6) \quad (-4,2) \quad (-1,2) \quad (-3,5) \quad (-3,1) \\ + 2,040 p_6 - 4,535 p_7 - 2,418 p_8 + 0,043 \times 10^{-3} P_L; \\ (3,2) \quad (-3,8) \quad (-2,9) \quad (1,5)$$

$$R^2C = 0,505 \quad S.E.R. = 0,228$$

ove p_i , $i=2, \dots, 8$ è la percentuale di casi trattati in i .

Si può notare come con la funzione di costo si arrivi a spiegare circa il 50% della variabilità complessiva del costo medio per caso trattato fra le varie USL del Piemonte: si tratta di un livello elevato, specialmente se si considera che in altre analisi generalmente ci si attesta su valori del 30% (Venanzoni, 1984). Anche l'errore standard dei residui - pari a 228.000 lire - appare abbastanza contenuto se posto a confronto con il valore medio della va-

(*) Dove i coefficienti misurano il costo assoluto in milioni di lire di un ricovero, fra parentesi sono riportati i valori del test di Student, S.E.R. rappresenta l'errore standard dei residui, e p_1 - p_8 rappresentano il case-mix; p_1 (variabile omessa, ed il cui coefficiente è incluso nella costante): medicina generale, otorinolaringoiatria, malattie infettive, psichiatria, fisiologia, specialità chirurgiche; p_2 : chirurgia generale; p_3 : ostetricia e ginecologia, ortopedia e traumatologia, ematologia, endocrinologia, medicina del lavoro, nefrologia, neuro-psichiatria infantile, oncologia, terapia intensiva; p_4 : pediatria, neurologia, oculistica; p_5 : lungodegenti; p_6 : urologia, geriatria, pneumologia, reumatologia; p_7 : cardiologia, p_8 : dermatologia, gastroenterologia, altre specialità.

riabile dipendente (1.052.000 lire); ciò indica in sostanza che la gestione ospedaliera delle diverse USL del Piemonte risulta essere al 1981 relativamente sotto controllo da un punto di vista economico: la variabilità dei costi unitari di produzione, già contenuta in partenza, risulta attribuibile in misura notevole a condizioni oggettive, ed in particolare alla diversa tipologia trattata.

Il coefficiente relativo alla dimensione ospedaliera risulta positivo, e di una certa importanza quantitativa. Di fronte infatti ad una dimensione media delle USL del Piemonte di 629 posti-letto, quella di maggiori dimensioni - la USL 1-23 - dispone di 8.944 posti-letto: per quest'ultima si ha di conseguenza per effetto delle diseconomie di scala un aumento del costo unitario per caso trattato di 358.000 lire rispetto ad una USL di dimensione media (*).

Dai coefficienti dell'equazione si può infine risalire al costo medio per caso trattato nei vari reparti (tab. 2). Risulta immediatamente evidente l'anomalia rappresentata da alcuni coefficienti con segno negativo: occorre però tenere conto che in realtà, data la grandezza degli errori standard dei parametri dell'equazione e della costante, nessuno di tali coefficienti - con la parziale eccezione di quello relativo alla Cardiologia - è significativamente diverso da zero. Si tratta in ogni caso di un serio problema del mo-

(*) Occorre però accogliere con prudenza tale risultato. L'area di Torino (USL 1-23), oltre ad essere quella di maggiori dimensioni, è anche quella cui vengono rinviati i casi più complessi. Il parametro relativo a P_L potrebbe pertanto includere anche alcuni effetti specifici della "qualità" dei trattamenti.

TAB. 2 - PIEMONTE - 1981

REPARTI OSPEDALIERI CLASSIFICATI IN ORDINE CRESCENTE DEL COSTO
MEDIO PER CASO TRATTATO

(Valori assoluti in migliaia di lire)

REPARTO	COSTO MEDIO		FREQUENZA
	Valori Assoluti	Valori Relativi (Media = 100)	(Totale Pazienti = 100)
CARDIOLOGIA	- 2.451	- 233,0	2,4
PEDIATRIA	- 1.514	- 143,9	5,1
NEUROLOGIA	- 1.514	- 143,9	2,2
OCULISTICA	- 1.514	- 143,9	1,8
DERMATOLOGIA	- 334	- 31,7	1,6
GASTROENTEROLOGIA	- 334	- 31,7	2,5
ALTRE SPECIALITA'	- 334	- 31,7	4,6
CHIRURGIA GENERALE	- 257	- 24,4	13,2
LUNGODEGENTI	588	55,9	0,5
OSTETRICIA E GINECOLOGIA	1.440	136,9	14,3
ORTOPEDIA E TRAUMATOLOGIA	1.440	136,9	10,7
EMATOLOGIA	1.440	136,9	0,5
ENDOCRINOLOGIA	1.440	136,9	0,9
MEDICINA DEL LAVORO	1.440	136,9	0,2
NEFROLOGIA	1.440	136,9	0,5
NEUROPSICHIATRIA INFANTILE	1.440	136,9	0,1
ONCOLOGIA	1.440	136,9	1,8
TERAPIA INTENSIVA	1.440	136,9	2,2
MEDICINA GENERALE	2.084	198,1	14,4
OTORINOLARINGOIATRIA	2.084	198,1	4,0
MALATTIE INFETTIVE	2.084	198,1	5,3
PSICHIATRIA	2.084	198,1	0,7
TISIOLOGIA	2.084	198,1	1,9
SPECIALITA' CHIRURGICHE	2.084	198,1	3,0
UROLOGIA	4.124	392,1	2,7
GERIATRIA	4.124	392,1	1,2
PNEUMOLOGIA	4.124	392,1	1,5
REUMATOLOGIA	4.124	392,1	0,2
TOTALE REPARTI	1.052	100,0	100,0

dello, già riscontrabile in precedenti applicazioni dello stesso (Feldstein, 1967; Venanzoni, 1984), nelle quali uno o più coefficienti risultavano non significativi e non realistici. Si può peraltro considerare che tale anomalia si presenta solo per 8 reparti su 28, nei quali risultano trattati il 33,4% dei pazienti delle USL piemontesi (il 20,2% escludendo la Chirurgia generale). E' anche probabile che parte notevole di tale problema sia causata dai criteri seguiti per l'imputazione dei costi (si veda il § 3), e che un miglioramento nella disponibilità di dati di base possa ridurre od eliminare la presenza di coefficienti di segno anomalo.

A parte tali aspetti, si può notare come la posizione dei vari reparti lungo la scala dei valori relativi dei coefficienti sia in linea generale realistica, e tale da confermare a grandi linee i risultati trovati in precedenti analisi (Venanzoni, 1984). Caratteristica è ad esempio la posizione relativa della Chirurgia generale e della Medicina generale (la prima inferiore e la seconda superiore al valore medio generale del costo unitario per caso trattato). Nuovamente si conferma la collocazione nella fascia alta della scala dei reparti di Malattie infettive, di Tisiologia, di Pneumologia e di Psichiatria. In accordo con i precedenti risultati di Feldstein (1967) è invece la posizione relativa della Pediatria (fascia inferiore della scala) e delle Specialità Chirurgiche (fascia superiore). Riteniamo che sia opportuno arrestarci a questo punto, e non procedere oltre sulla strada dei confronti fra i risultati dei vari autori, in quanto questi sono fortemente influenzati anche della diversa classificazione di base adottata per i reparti. Notiamo unicamente, con riferimento al Piemonte, la posizione veramente anomala della Cardiologia, che risulta il reparto con il costo uni-

tario più basso, il che appare abbastanza in contrasto con quello che ci si potrebbe attendere a priori, e con risultati precedenti che tendono a collocare tale reparto nella fascia alta della scala relativa (Venanzoni, 1984).

Terminiamo qui la descrizione dell'analisi del costo medio per caso trattato, per passare nel paragrafo successivo a quella della funzione di produzione.

5. FUNZIONE DI PRODUZIONE

Si è iniziata l'analisi dell'efficienza tecnica stimando una funzione di produzione di tipo Cobb-Douglas, con due fattori produttivi: lavoro, misurato dal totale del personale ospedaliero (L), e capitale, misurato come posti-letto complessivi (P_L); la produzione è definita come totale dei casi trattati (N):

$$\ln N = 4,001 + 0,360 \ln L + 0,504 \ln P_L; R^2C = 0,877$$

$$(12,1) \quad (4,4) \quad (4,6) \quad S.E.R. = 0,324$$

La stima della funzione appare soddisfacente, con un alto indice di determinazione (0,877), valori significativi dei parametri (test di Student superiore a 3), ed un basso errore standard dei residui (0,324) specie se confrontato con lo scarto quadratico medio della variabile dipendente (0,924). Dalla stima risultano diseconomie di scala abbastanza accentuate ($\alpha_1 + \alpha_2 = 0,864$), confermando per altra via quanto già trovato con l'analisi del costo medio per caso trattato. Se si introducono le variabili esplicative del case-

mix nella forma più generale - e cioè con una distinzione in 28 reparti, come illustrato al paragrafo precedente - si ottiene la seguente equazione (i parametri relativi al case-mix sono omessi per non appesantire l'esposizione):

$$\ln N = 3,058 + 0,099 \ln L + 0,651 \ln P_L + \sum_{j=2}^{28} b_j p_j; R^2 C = 0,968$$

(3,7) (1,4) (4,1) S.E.R.=0,166

ove $b_j, j=2, \dots, 8$ sono i coefficienti di regressione.

L'introduzione del case-mix provoca un notevole miglioramento nella bontà di adattamento complessiva dell'equazione ($R^2 C = 0,968$) ed un dimezzamento della variabilità dei residui (che scende a 0,166). Si accentua la presenza di diseconomie di scala ($\alpha_1 + \alpha_2 = 0,750$). D'altra parte, l'inserimento del case-mix completo innalza eccessivamente il numero delle variabili esplicative, e ciò si riflette sulla stabilità e significatività delle stime ottenute, come si può vedere dalla sensibile diminuzione dei valori del test di Student (*).

Per ovviare a tale problema si è proceduto, analogamente a quanto fatto per la stima della funzione di costo, ad aggregare fra loro i reparti che presentavano i valori più simili nei parametri stimati. In conseguenza di tale procedura, si è ottenuto un case-mix articolato in 7 gruppi di reparti (gli stessi considerati nella versione definitiva della funzione di costo, con l'unica eccezione del gruppo n. 5 - Lungodegenti - che in questo caso è risultato

(*) Si può inoltre ricordare che solo 4 dei parametri relativi al case-mix, sono risultati pienamente significativi. Dei rimanenti coefficienti, ben 12 hanno registrato un valore del parametro minore del relativo errore standard (test di Student inferiore ad 1).

più opportuno inglobare nel gruppo n. 1 - Medicina Generale), e la seguente funzione di produzione (*):

$$\begin{aligned} \ln N = & 3,070 + 0,117 \ln L + 0,658 \ln P_L + 1,723 p_2 + 2,079 p_3 + \\ & (8,6) \quad (1,9) \quad (8,0) \quad (4,2) \quad (4,5) \\ & + 4,337 p_4 + \\ & (4,4) \\ & - 0,822 p_6 + 1,442 p_7 + 4,741 p_8; \quad R^2C = 0,957 \\ & (-1,6) \quad (1,3) \quad (6,8) \quad S.E.R. = 0,192 \end{aligned}$$

Da questa nuova stima risulta solo una leggerissima diminuzione dell'indice di determinazione multipla, ed un contenuto aumento dell'errore standard dei residui. In compenso, si assiste ad un netto miglioramento nella significatività delle stime dei parametri, i cui test di Student sono nella generalità dei casi largamente superiori all'unità. Risultano confermate le diseconomie di scala, anche se con una intensità leggermente ridotta ($\alpha_1 + \alpha_2 = 0,775$). Sarebbe certo interessante approfondire tale problema, che contrasta con i risultati ottenuti nella generalità degli studi precedenti; per l'Italia in complesso, ad esempio, erano risultate delle economie di scala leggermente crescenti: $\alpha_1 + \alpha_2 = 1,056$ (Venanzoni, 1984). La maggior parte della difformità è da attribuirsi al fattore lavoro, la cui elasticità parziale nel caso del Piemonte - 0,117 - è molto bassa, e sensibilmente inferiore a quella riscontrata per l'I

(*) Le variabili p_2 - p_8 sono identiche a quelle considerate nella funzione di costo; si veda la nota a pag. 21.

talia (0,487) (*). Per mancanza dei dati di base, non è purtroppo possibile disaggregare il fattore lavoro in componenti più omogenee (personale medico, infermieristico ecc.), ed appurare così a quale o quali fra tali componenti siano maggiormente da attribuire tali diseconomie.

Dai parametri del case-mix sono stati infine ricavati dei numeri indici del "peso economico" relativo dei casi trattati nei diversi gruppi di reparti ospedalieri (tab. 3), indici che possono essere confrontati con quelli dedotti dall'equazione di costo (tab. 2). In linea generale, le due serie di numeri indici concordano abbastanza bene fra loro (il coefficiente di correlazione fra la prima e la seconda tabella è pari a 0,52), anche se si notano alcuni spostamenti di reparti lungo la scala relativa. Ci riferiamo in particolare alla Cardiologia, che sale fino ad un valore superiore alla media generale (com'era da attendersi a priori), alla Chirurgia Generale (la quale, con un indice pari a circa 90, conferma ampiamente risultati di studi precedenti), ed ai gruppi di Dermatologia e di Ostetricia e Ginecologia (che scendono entrambi di alcune posizioni).

Anche se la dispersione dei numeri indici appare ancora eccessivamente elevata, non c'è dubbio che i valori della tab. 3 appaiono più realistici di quelli ottenuti tramite la funzione di costo. Probabilmente ciò è da attribuire al fatto che per la stima della funzione di produzione non è necessario utilizzare dati di tipo finanziario, che, come già ricordato, nella ricerca in oggetto sono stati calcolati con imputazioni "ad hoc".

(*) Non vi sono invece differenze di rilievo per l'elasticità del prodotto rispetto ai posti-letto: 0,658 per il Piemonte, e 0,569 per l'Italia.

TAB. 3 - PIEMONTE 1981

REPARTI OSPEDALIERI CLASSIFICATI IN ORDINE CRESCENTE DEL
"PESO ECONOMICO" RELATIVO DEI CASI TRATTATI

REPARTO	Coefficiente della funzione di produzione (A + b _j) (*)	PESO RELATIVO	
		Valori assoluti (e ^{-(A+b_j)})	Numeri Indici (MEDIA = 100)
DERMATOLOGIA	7,811	0,001	11,1
GASTROENTEROLOGIA	7,811	0,001	11,1
ALTRE SPECIALITA'	7,811	0,001	11,1
PEDIATRIA	7,407	0,001	11,1
NEUROLOGIA	7,407	0,001	11,1
OCULISTICA	7,407	0,001	11,1
OSTETRICIA E GINECOLOGIA	5,149	0,006	66,7
ORTOPEDIA E TRAUMATOLOGIA	5,149	0,006	66,7
EMATOLOGIA	5,149	0,006	66,7
ENDOCRINOLOGIA	5,149	0,006	66,7
MEDICINA DEL LAVORO	5,149	0,006	66,7
NEFROLOGIA	5,149	0,006	66,7
NEUROPSICHIATRIA INFANTILE	5,149	0,006	66,7
ONCOLOGIA	5,149	0,006	66,7
TERAPIA INTENSIVA	5,149	0,006	66,7
CHIRURGIA GENERALE	4,793	0,008	89,8
CARDIOLOGIA	4,512	0,011	122,2
LUNGODEGENTI	3,070	0,046	511,1
MEDICINA GENERALE	3,070	0,046	511,1
OTORINOLARINGOIATRIA	3,070	0,046	511,1
MALATTIE INFETTIVE	3,070	0,046	511,1
PSICHIATRIA	3,070	0,046	511,1
TISIOLOGIA	3,070	0,046	511,1
SPECIALITA' CHIRURGICHE	3,070	0,046	511,1
UROLOGIA	2,248	0,106	1.177,7
GERIATRIA	2,248	0,106	1.177,7
PNEUMOLOGIA	2,248	0,106	1.177,7
REUMATOLOGIA	2,248	0,106	1.177,7
TOTALE REPARTI	4,744	0,009	100,0

(*) A è la costante che compare nella funzione di produzione e nella fattispecie vale 3,070.

b_j, j=2,...4,6,...8 sono i coefficienti delle variabili p_j.

6. INDICATORI SINTETICI

In tab. 4 è riportato la distribuzione, per le 47 USL del Piemonte considerate nell'analisi, degli indicatori sintetici di costo relativo (C_i), di efficienza tecnica (P_i), e di efficienza economica (I_i); nella successiva tab. 5 è poi riportata una sintesi delle distribuzioni stesse. Nell'esaminare tali risultati occorre sopra ogni altra cosa considerare che si tratta di una prima applicazione del metodo di analisi proposto, e che i risultati stessi devono pertanto essere considerati assolutamente sperimentali. Pur con tutte le cautele del caso, è interessante osservare (tab. 5) che gli indicatori in questione presentano una variabilità abbastanza contenuta, specialmente se posti a confronto con gli analoghi risultati ottenuti per l'Italia in complesso (Venanzoni, 1984): lo scarto quadratico medio dell'indice di costo è infatti pari a 0,218 per il Piemonte (0,427 per l'Italia), quello dell'efficienza tecnica è 0,178 (contro 0,416), e quello dell'efficienza economica è 0,513 (contro 0,631). Tale minore variabilità spaziale va interpretata in senso positivo, in quanto indica una situazione relativamente sotto controllo per quanto concerne i costi e la produttività del sistema ospedaliero pubblico in Piemonte.

Pur con tale apprezzamento di carattere generale, non possiamo esimerci dal considerare che ci sono in Piemonte 7 USL, sulle 47 esaminate, che presentano un indice di costo relativo superiore ad 1,2; mentre 5 USL presentano un indice inferiore a 0,8 (*). Lo scar

(*) A tali valori sarebbe il caso di aggiungere anche quelli delle USL 41 e 48 - eliminate dalla base dati utilizzata per la stima (si veda il § 3) - per le quali il modello di analisi adottato "estrapola" un indice di costo relativo pari rispettivamente a 40,897 ed a 5,026.

Tab. 4 - PIEMONTE - 1981

UNITA' SANITARIE LOCALI

Indicatori di costo relativo (C_i), efficienza tecnica (P_i) ed economica (I_i)

USL	C_i	P_i	I_i
1-23	.987484	1.189538	.851317
25	.932167	1.184742	.905488
26	1.343944	.894180	.832135
27	1.247949	.803802	.996906
30	.928332	1.097102	.981860
31	1.035536	.822114	1.174635
32	.918397	1.116866	.974920
34	1.019255	1.018680	.963118
35	1.038230	.844929	1.139951
36	1.072900	1.074750	.867228
37	1.448685	.873112	.790599
38	1.102101	.911348	.995621
39	.856703	1.233398	.946382
40	.950757	1.202622	.874583
42	1.137147	.741340	1.186222
43	.613352	1.308372	1.246117
44	.965517	.916479	1.130102
45	.915997	1.043428	1.046269
46	1.243438	1.282693	.626979
47	.983974	.837164	1.213964
49	1.004964	.910721	1.092608
50	.779337	1.461614	.877894
51	1.302057	.863977	.888930
52	.809620	1.028613	1.200790
53	.946520	.980910	1.077063
54	1.147862	1.263279	.689622
55	.913382	1.118658	.978702
56	.792251	1.186036	1.064239
57	.965884	.821157	1.260806
58	.925630	1.083297	.997275
60	.834641	.749497	1.598565
61	1.114326	1.231930	.728454
62	.948505	.910271	1.158216
63	1.050444	.957425	.994311
64	.759093	1.169954	1.125995
65	.971258	1.241553	.829278
66	1.003609	.944519	1.054932
67	1.444896	.782293	.884695
68	.931441	1.111246	.966127
69	1.528596	.872745	.749584
70	.979142	1.043747	.978497
71	.198453	1.170525	4.304876
72	1.120412	.784313	1.137975
73	.995370	.733067	1.370477
74	.960096	1.055423	.986867
75	.918835	.955799	1.138665
76	1.018339	.877627	1.118917

TAB.5 PIEMONTE - 1981 UNITA SANITARIE LOCALI Indici di costo
e di efficienza (Valori medi e dispersione).

Indicatore	Valore Medio	Scarto quadrat tico medio	Minimo	Massimo	Asimmetria	Curtosi
Costo relativo	1,002 (a)	0,218	0,198	1,529	-0,450	3,770
Efficienza tecnica	1,015 (b)	0,178	0,733	1,462	0,304	-0,704
Efficienza economica	1,085	0,513	0,627	4,325	5,586	35,364

(a) Il valore medio dell'indicatore è diverso da 1, pur essendo ottenuto come $C_i^* = 1 + \frac{u_i}{\hat{C}_i}$,
dove \hat{C}_i è il costo atteso, ed u_i il residuo della funzione di costo, perché $E(u_i)=0$ non
implica $E(\frac{u_i}{\hat{C}_i}) = 0$, dove E rappresenta l'operatore valore medio.

(b) Il valore medio dell'indicatore è diverso da 1, pur essendo ottenuto a partire dal resi-
duo della funzione di produzione, poiché questa è stata stimata in forma logaritmica:

$$N_i = A \prod_r X_{ir}^{\alpha_r} \epsilon_i^* ; \quad P_i^* = \epsilon_i$$

$$\ln N_i = a + \sum_r \alpha_r \ln X_{ir} + \eta_i ; \quad P_i^* = e^{\eta_i}$$

Come è stato dimostrato

$$E(e^{\eta_i}) \neq e^{E(\eta_i)} = 1.$$

to fra le USL dell'estremo superiore e quelle dell'estremo inferiore della distribuzione è pertanto superiore al 40% del costo medio per caso trattato registrato in Piemonte nel 1981: è cioè dell'ordine delle 4-500.000 lire a caso. Dal momento che le 7+2 USL dell'estremo superiore della distribuzione risultavano aver avuto 61.606 ricoveri in tale anno (poco meno del 10% di tutte le USL del Piemonte), è evidente l'ordine di grandezza dei possibili risparmi nella gestione dell'attività ospedaliera.

La relazione fra le varie distribuzioni incrociate dei diversi indicatori sintetici di efficienza è rappresentata in forma grafica nelle figg. 1 (relazione tra costo ed efficienza tecnica), 2 (relazione tra costo ed efficienza economica) e 3 (relazione tra efficienza tecnica ed economica). Da tali grafici risulta evidente come i vari indicatori siano scarsamente correlati fra di loro: né l'indice di efficienza tecnica P né quello di efficienza economica I sono sufficienti a "spiegare" da soli il valore dell'indice di costo relativo C . Di particolare interesse è poi l'assenza di correlazione fra P ed I che emerge dalla fig. 3, fatto che conferma risultati già noti (Venanzoni, 1984). L'efficienza tecnica P dipende infatti dalla capacità di gestione corrente delle risorse da parte del management ospedaliero, mentre l'efficienza economica I riflette in misura prevalente le conseguenze di decisioni in materia di bilancio e di allocazione di risorse prese, spesso nel passato, a livello regionale oltre che locale.

FIG. 1 PIEMONTE - 1981

UNITA SANITARIE LOCALI

Relazione fra l' indice di costo relativo (C_i) e l' indice di efficienza tecnica (P_i)
(valori standardizzati)

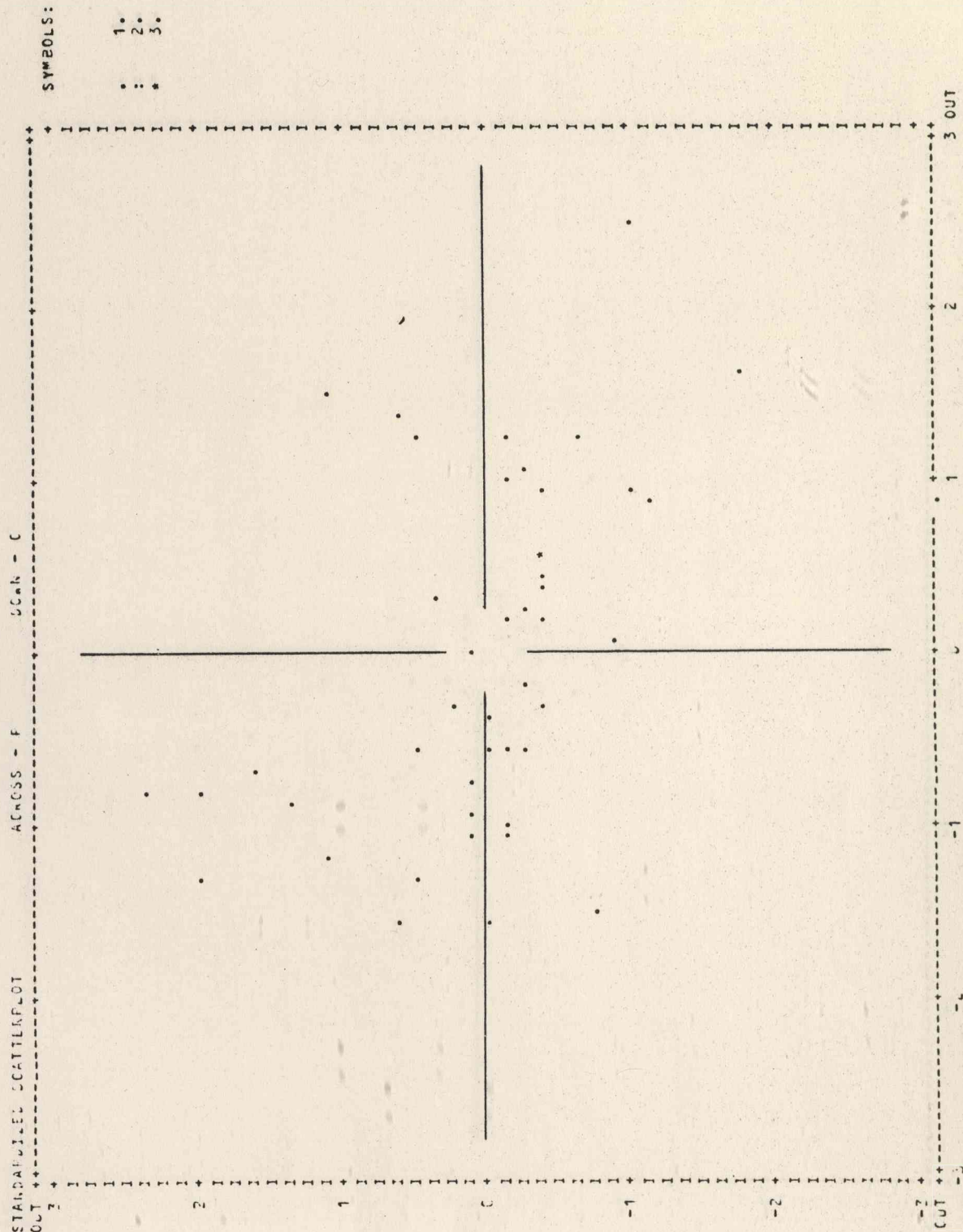


FIG. 2 PIEMONTE - 1981

UNITÀ SANITARIE LOCALI

Relazione fra l' indice di costo relativo (C_i) e l' indice di efficienza economica (I_i)
(valori standardizzati)

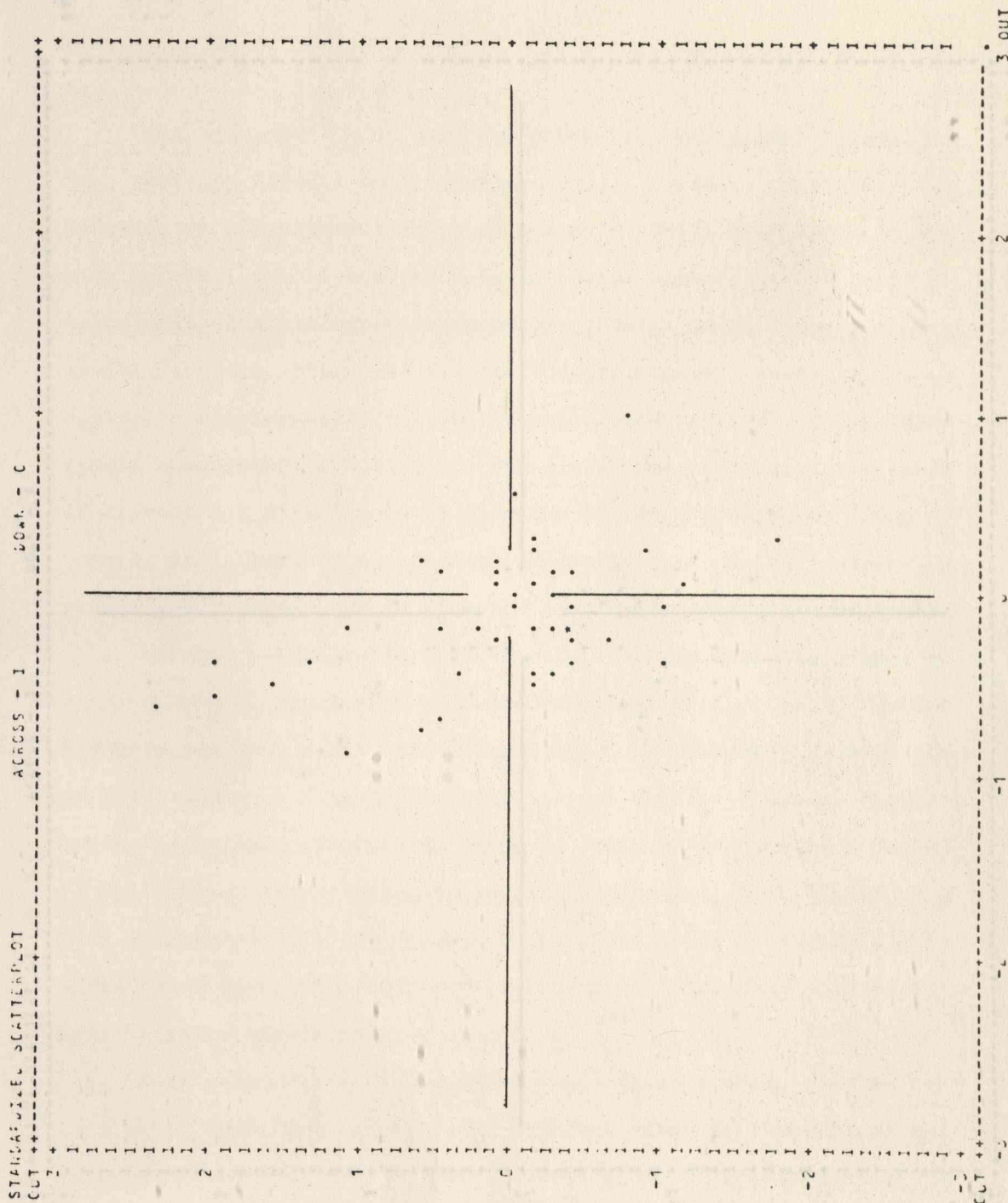
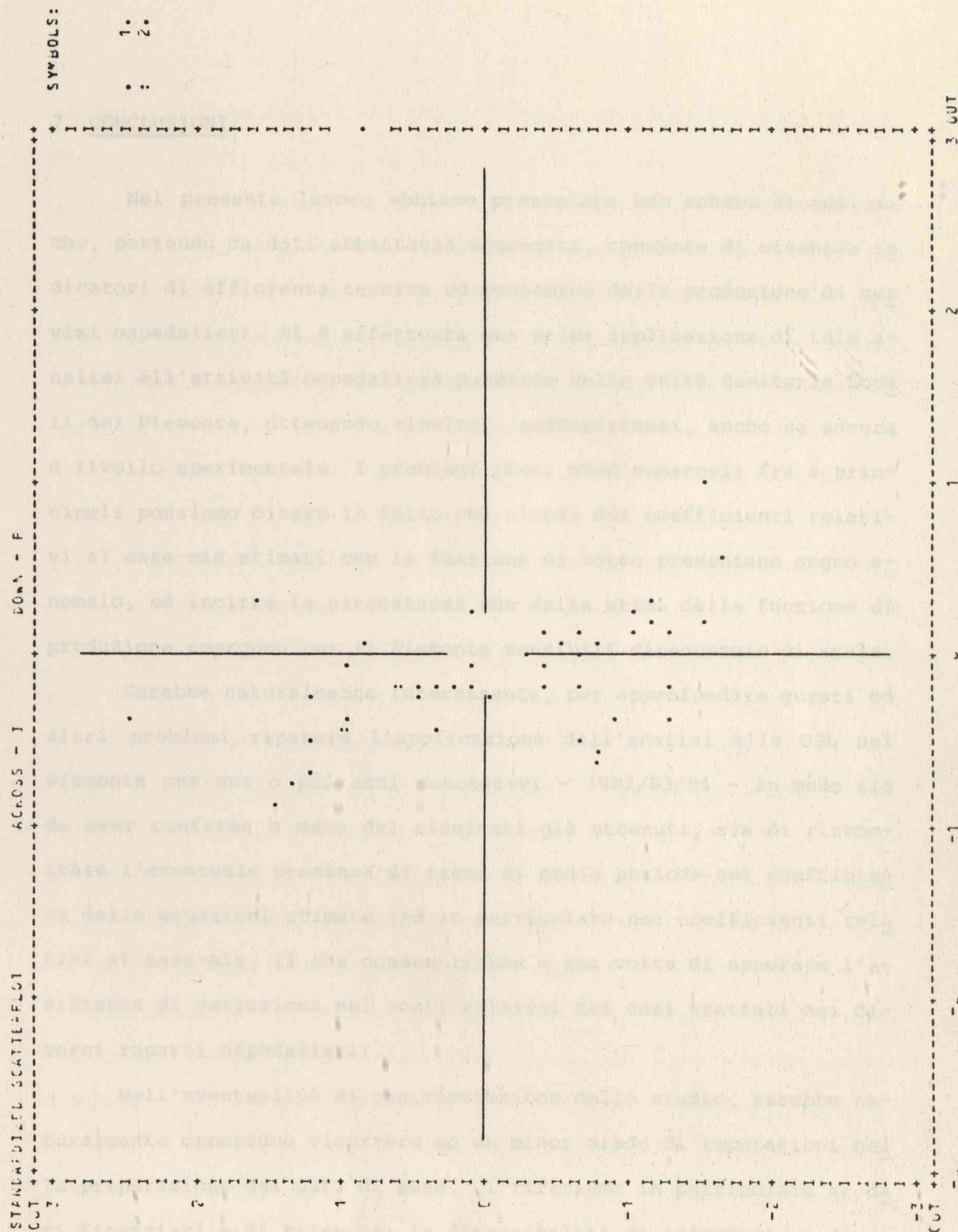


FIG. 3 PIEMONTE - 1981

UNITA SANITARIE LOCALI

Relazione fra l'indice di efficienza economica (I_1) e l'indice di efficienza tecnica (P_1)

(Valori standardizzati)



7. CONCLUSIONI

Nel presente lavoro abbiamo presentato uno schema di analisi che, partendo da dati abbastanza aggregati, consente di ottenere indicatori di efficienza tecnica ed economica della produzione di servizi ospedalieri. Si è effettuata una prima applicazione di tale analisi all'attività ospedaliera pubblica delle Unità Sanitarie Locali del Piemonte, ottenendo risultati soddisfacenti, anche se ancora a livello sperimentale. I problemi posti sono numerosi: fra i principali possiamo citare il fatto che alcuni dei coefficienti relativi al case-mix stimati con la funzione di costo presentano segno anomalo, ed inoltre la circostanza che dalla stima della funzione di produzione emergono per il Piemonte sensibili diseconomie di scala.

Sarebbe naturalmente interessante, per approfondire questi ed altri problemi, ripetere l'applicazione dell'analisi alle USL del Piemonte per uno o più anni successivi - 1982/83/84 - in modo sia da aver conferma o meno dei risultati già ottenuti, sia di riscontrare l'eventuale presenza di trend di medio periodo nei coefficienti delle equazioni stimate (ed in particolare nei coefficienti relativi al case-mix, il che consentirebbe a sua volta di appurare l'esistenza di variazioni nei costi relativi dei casi trattati nei diversi reparti ospedalieri).

Nell'eventualità di una ripetizione dello studio, sarebbe naturalmente opportuno ricorrere ad un minor grado di imputazioni nella preparazione dei dati di base. Ci riferiamo in particolare ai dati finanziari e di bilancio: la disponibilità di informazioni dirette riguardanti la gestione ospedaliera per tutte le USL piemontesi - oltre le USL 1-23 per le quali tale disponibilità già esiste -

consentirebbe indubbiamente una migliore qualità delle stime ottenute.

Per quanto riguarda i dati fisici sull'attività ospedaliera delle USL, non si pongono particolari problemi per il numero di casi trattati nei vari reparti ospedalieri. Anzi, come si è avuto modo di ricordare più volte nel corso del lavoro, una classificazione in 28 reparti è fin troppo dettagliata, e crea alcuni problemi di significatività nelle stime per la presenza di categorie con un numero veramente esiguo di casi trattati: una riaggregazione a priori di alcuni reparti sulla base di criteri di affinità medico-sanitaria non sarebbe un'ipotesi da scartare, ed avrebbe probabilmente effetti positivi sull'analisi stessa.

Una maggiore disaggregazione di dati è invece opportuna nel caso del personale dipendente (dati fisici e finanziari) al fine di permettere un approfondimento nella stima della funzione di produzione, e, dato il peso predominante che le spese per il personale hanno sul bilancio complessivo della gestione ospedaliera, una migliore interpretazione degli indici di efficienza economica. Sempre in tema di funzione di produzione, sarebbe altresì auspicabile disporre di maggiori informazioni sulle risorse di input relative al fattore capitale: laboratori, attrezzature, macchinari ecc. dovrebbero poter essere quantificati in termini fisici, o meglio ancora economici (ad esempio, come valore complessivo ai costi di sostituzione); la misura del fattore capitale impiegata in questo studio - numero di posti-letto complessivi - appare indubbiamente molto parziale.

Un maggior dettaglio di informazioni sarebbe inoltre importante non solo per le variabili utilizzate nello studio, ma anche per

le osservazioni. Intendiamo riferirci in particolare al caso di Torino (USL 1-23), una suddivisione della quale, ad esempio in 405 gruppi di USL, consentirebbe di far emergere informazioni destinate altrimenti ad andare perdute con l'aggregazione. Sarebbe soprattutto possibile studiare con più realismo l'andamento delle economie e diseconomie di scala, che nell'analisi condotta in questo lavoro sono fortemente condizionate dall'unica osservazione disponibile appunto per Torino.

In ogni caso, i risultati sia dello studio in oggetto, sia di eventuali future ripetizioni dell'analisi, dovranno essere sempre considerati di natura sperimentale, e dovranno pertanto essere oggetto di confronto e di verifica con i ricercatori dell'IRES (ed eventualmente di analoghi istituti regionali), e con i responsabili politici e tecnici della gestione del sistema sanitario, a livello regionale e locale. Da tali fasi di verifica si potranno ricavare elementi utili, da un lato, per accertare la validità dei dati di base utilizzati per l'analisi e la significatività dei risultati ottenuti, e dall'altro per individuare le possibili azioni correttive necessarie per migliorare le gestioni ospedaliere delle USL a basso grado di efficienza.

Le informazioni così ottenute potrebbero poi costituire uno degli input per i responsabili politico-organizzativi del sistema, ai fini dell'allocazione delle risorse fra le diverse USL, in un processo dinamico di programmazione sanitaria.

BIBLIOGRAFIA

FELDSTEIN, M.S. (1967), "Economic Analysis for Health Services Efficiency", North-Holland, Amsterdam.

GIBBS, R. (1984), "Analisi Economica dei Servizi Sanitari: il Caso del Regno Unito", Relazione presentata al V° Corso del Programma di Istruzione Permanente IASI-CNR, su "La Programmazione dei Servizi Sanitari", Capri, 2-7 Aprile.

GOISIS, G. (1978), "Rendimenti di Scala ed Efficienza Economica nella Produzione di Servizi Ospedalieri", Giuffré, Milano.

ISTAT (1982), "Annuario Statistico Italiano", Roma.

ISTAT (1983), "Annuario Statistico Italiano", Roma.

TADEI, R. (1984), "Modelli di Allocazione Spaziale delle Risorse Sanitarie", Relazione presentata al V° Corso del Programma di Istruzione Permanente IASI-CNR, su "La Programmazione dei Servizi Sanitari", Capri, 2-7 Aprile e WP Ires n. 33.

- *1 "Un modello urbano a larga scala per l'area metropolitana di Torino", gennaio 1981
- *2 "Metodologie per la pianificazione del parco regionale", gennaio 1981
- *3 "A Large Scale Model for Turin Metropolitan Area", maggio 1981
- *4 VENANZONI, G. (1984), "Teorie ed Analisi della Produzione di Servizi Ospedalieri", Relazione presentata al V° Corso del Programma di Istruzione Permanente IASI-CNR, su "La Programmazione dei Servizi Sanitari", Capri, 2-7 Aprile.
- *5 "Applicazione di alcuni indicatori della validità del modello", settembre 1981
- *6 "Un'analisi della relazione tra la struttura urbana e la qualità dell'ambiente", 1983 e al 1975", settembre 1981
- *7 "Localizzazione ottimale dei servizi pubblici: un esperimento sulla scala dell'area urbana", settembre 1981
- *8 "La calibrazione di un modello a larga scala per l'area metropolitana di Torino", ottobre 1981
- *9 "Adattamento al parco naturale della Valle del Ticino di un modello per l'analisi del comportamento degli utenti: l'individuazione di un indicatore di legittimità per gli usi del territorio in funzione di alcuni parametri morfologici", ottobre 1981
- *10 "La pianificazione dell'uso naturale di una natura: il caso del parco della Valle del Ticino", novembre 1981
- *11 "The Recreational Planning of Country Parks: the Case Study of the Ticino Valley Park", marzo 1982
- *12 "Alcuni aspetti della calibrazione di un modello dinamico spaziale: il caso del modello dell'area metropolitana torinese", settembre 1982
- *13 "L'individuazione di un modello dinamico a larga scala per l'area metropolitana di Torino: la calibrazione", novembre 1982
- *14 "Modello commerciale Piemonte", novembre 1982
- *15 "Resource allocation in multi-level spatial health care system: levels of mechanization", dicembre 1982
- *16 "Reazione sulla struttura e sulle dinamiche del sistema economico-popolazione", dicembre 1982
- *17 "Evoluzione delle finanze locali in Piemonte e in Italia 1947-1981", febbraio 1983
- *18 "Un metodo per l'analisi di sistemi multicategorici in ordine alle questioni tra domanda di trasporto e variabili spaziali dei sistemi economici e territoriali", febbraio 1983
- *19 "Modello commerciale Piemonte", marzo 1983
- *20 "Calibrating the multiscale spatial submodel of the transport model for the Turin metropolitan area", gennaio 1983
- *21 "Dinamica spaziale dell'area metropolitana di Torino negli ultimi tre decenni", giugno 1983
- *22 "Sviluppo economico delle imprese del settore Manifatture in Piemonte - prima valutazione", luglio 1983
- *23 "The dynamics of Turin metropolitan area: a model for the analysis of the processes and for the policy evaluation", agosto 1983
- *24 "Un'analisi, con il modello RAMOS, della struttura spaziale del servizio sanitario regionale: il caso del "Liguria", settembre 1983
- *25 "Metodologia per l'uso del modello RAMOS (Resource Allocation Model Over Space)", settembre 1983
- *26 "The spatial dynamics of the Turin metropolitan area: an analysis of the last three decades", ottobre 1983
- *27 "Un modello del sistema urbano di Torino: alcune valutazioni di un esperimento modellistico", novembre 1983
- *28 "Il costo economico dei trasporti: metodologie sperimentali, 1955 - Elaborazioni su dati rilevati dall'ISTAT sul Prodotto Lordo e le imprese manifatturiere del nord-ovest di Piemonte", novembre 1983
- *29 "Interrelazioni tra localizzazione e trasporti: caso dell'area e studiata l'area di sviluppo della", gennaio 1984
- *30 "Fondamenti per un modello unificato di analisi del comportamento della domanda in un sistema infrastrutturale trasporti", gennaio 1984

WORKING PAPERS

- *1 "Un modello urbano a larga scala per l'area metropolitana di Torino", *gennaio 1981*
- *2 "Metodologie per la pianificazione dei parchi regionali", *gennaio 1981*
- *3 "A Large Scale Model for Turin Metropolitan Area", *maggio 1981*
- *4 "An Application to the Ticino Valley Park of a Mathematical Model to Analyse the Visitors Behaviour", *luglio 1981*
- *5 "Applicazione al parco naturale della Valle del Ticino di un modello per l'analisi del comportamento degli utenti: la calibrazione del modello", *settembre 1981*
- *6 "Applicazione al parco naturale della Valle del Ticino di un modello per l'analisi del comportamento degli utenti: l'uso del modello", *settembre 1981*
- *7 "Un'analisi delle relazioni esistenti tra superficie agricola utilizzata ed alcune principali grandezze economiche in un gruppo di aziende agricole piemontesi al 1963 e al 1979", *settembre 1981*
- *8 "Localizzazione ottimale dei servizi pubblici, con esperimenti sulle scuole dell'area torinese", *settembre 1981*
- *9 "La calibrazione di un modello a larga scala per l'area metropolitana di Torino", *ottobre 1981*
- *10 "Applicazione al parco naturale della Valle del Ticino di un modello per l'analisi del comportamento degli utenti: l'individuazione di un indicatore di beneficio per gli utenti ed una analisi di sensitività su alcuni parametri fondamentali", *ottobre 1981*
- *11 "La pianificazione dell'uso ricreativo di aree naturali: il caso del parco della Valle del Ticino", *novembre 1981*
- *12 "The Recreational Planning of Country Parks: the Case Study of the Ticino Valley Park", *marzo 1982*
- *13 "Alcuni aspetti della calibrazione di un modello dinamico spazializzato: il caso del modello dell'area metropolitana torinese", *settembre 1982*
- *14 "L'applicazione di un modello dinamico a larga scala per l'area metropolitana di Torino: la calibrazione", *novembre 1982*
- *15 "Modello commerciale Piemonte", *novembre 1982*
- *16 "Resource allocation in multi-level spatial health care systems: benefit maximisation", *dicembre 1982*
- *17 "Relazione sulla struttura e sulla dinamica del settore elettromeccanico piemontese", *dicembre 1982*
- *18 "Evoluzione della finanza locale in Piemonte e in Italia 1977 - 1981", *febbraio 1983*
- *19 "Un metodo per l'analisi di scenari multidimensionali in ordine alle relazioni tra domanda di trasporto e variabili strutturali dei sistemi economici e territoriali", *febbraio 1983*
- 20 "Modello commerciale Piemonte", *marzo 1983*
- *21 "Calibrating the residential location submodel of the simulation model for the Turin metropolitan area", *giugno 1983*
- *22 "Dinamiche spaziali dell'area metropolitana di Torino negli ultimi tre decenni", *giugno 1983*
- *23 "Struttura economica delle imprese del dettaglio alimentare in Piemonte — prime valutazioni", *luglio 1983*
- *24 "The dynamics of Turin metropolitan area: a model for the analysis of the processes and for the policy evaluation", *agosto 1983*
- 25 "Un'analisi, con il modello RAMOS, della struttura spaziale del servizio sanitario regionale: il caso del Piemonte", *settembre 1983*
- 26 "Manuale per l'uso del modello RAMOS (Resource Allocation Model Over Space)", *settembre 1983*
- 27 "The spatial dynamics of the Turin metropolitan area: an analysis of the last three decades", *ottobre 1983*
- *28 "Un modello del sistema urbano di Torino: alcune valutazioni di un'esperienza modellistica", *novembre 1983*
- 29 "Il conto economico dei comparti manifatturieri piemontesi, 1980 — Elaborazioni su dati rilevati dall'ISTAT sul Prodotto Lordo delle imprese manifatturiere con sede sociale in Piemonte", *novembre 1983*
- 30 "Interrelazioni tra localizzazioni e trasporti: stato dell'arte e possibili linee di sviluppo futuro", *gennaio 1984*
- 31 "Fondamenti per un approccio unificante all'analisi del comportamento della domanda in un sistema localizzazioni-trasporti", *gennaio 1984*

- 32 "Location-transport relationships: state-of-the-art, unifying efforts and future developments", *maggio 1984*
- 33 "Modelli di allocazione spaziale delle risorse sanitarie: la ricerca in corso all'IRES di Torino", *maggio 1984*
- 34 "Modelli per la determinazione delle aree di intervento dei servizi di emergenza", *giugno 1984*
- 35 "Aspetti metodologici e proposta di modello di clustering dinamico per la identificazione di aree omogenee sanitarie", *settembre 1984*
- 36 "Models for health care planning: the case of the Piemonte Region", *ottobre 1984*
- 37 "The potential for day hospitals in Piemonte. A feasibility study", *ottobre 1984*
- 38 "Il principio di equità nella localizzazione degli ospedali: una sperimentazione del modello RAMOS⁻¹ al caso del Piemonte", *ottobre 1984*
- 39 "Manuale per l'uso del modello RAMOS⁻¹", *ottobre 1984*
- 40 "Il modello IRES per l'area metropolitana di Torino: struttura formale, base di dati, uso per la pianificazione", *novembre 1984*
- 41 "SMIT — Sistema di modelli integrati di trasporto. Procedura per l'uso: manuale e software", *dicembre 1984*
- 42 "Teorie e modelli di localizzazione di servizi, con particolare riferimento all'esperienza italiana", *gennaio 1985*



ires

ISTITUTO RICERCHE ECONOMICO - SOCIALI DEL PIEMONTE
VIA BOGINO 21 10123 TORINO